经济学研究

个人所得税改革对中老年劳动力供给的影响研究
——基于 CHARLS 的面板数据

刘 蓉 汤云鹏 赵岭晓
(西南财经大学 财政税务学院, 成都 611130)

摘 要: 在社会向工业化和现代化转变过程中,老年人的社会价值和社会地位正在经历急剧的变化,很多老年人有继续工作的愿望与压力。同时,在我国步入老龄化社会之后,有效劳动供给减少带来的养老金不足、养老压力大和劳动力供需不匹配等问题日益凸显,这使得个税改革在老年人劳动力供给方面的政策评估显得尤为重要。利用 2011—2015 年三期 CHARLS 数据,可以使用双重差分方法分析 2011 年个税改革对中老年劳动供给决策的影响。研究发现,首先,此次改革会普遍增加中老年人的劳动参与率,但对在职劳动者的劳动时间影响较弱。其次,税负的劳动供给效应会随收入的增加而有所下降。最后,女性的税负劳动供给效应会随家庭赡养支出的增加而提高,体现为替代效应。

关键词: 个人所得税;中老年劳动供给;赡养支出

中图分类号:F 810.424 **文献标识码:**A **文章编号:**1000-5919(2019)05-0087-14

一、引 言

伴随着我国进入老龄化社会,劳动力市场、社会福利体系等均受到严重影响,养老金不足、养老风险压力大、劳动力市场中供给与需求不匹配等问题日趋凸显。我国的老年群体呈现出以下三种特征。第一,“未富先老”。根据第四次中国城乡老年人生活状况抽样调查显示,全国老年人人均年收入约 3.5 万元,总体水平虽有所提高,但贫困和低收入老年人口数量依然较多,整体收入依然低于发达国家水平。①②老年人面临较低收入与较高生活压力之间的矛盾。第二,老年人劳动参与率波动大。自 1982 年以来,16—59 岁间的适龄劳动人口劳动参与率逐年递减,从最高接近 90%一度下降到最低的 70%(图 1)。以在职劳动者为目标的几次个人所得税制度改革,虽对刺激居民劳动供给取得了一定成效,但这一目标群体的劳动供给增长空间已然有限③。相比之下,60 岁以上居民的劳动参与率却完全不同,呈现明显的波动特征。第三,具有强烈的继续劳动的意愿。CHARLS 的数据表明(图 2),有 70%的男性都希望能再工作 2—9 年,同样比例的女性则希望再工作 2—12 年,平均来说这些老年人都希望能延长工

收稿日期:2019-04-20

作者简介:刘蓉,女,四川成都人,西南财经大学财政税务学院教授。

① http://www.cncaprc.gov.cn/contents/2/177118.html。

② 李军、王丽民:《我国老年人的收入状况——基于第四次中国城乡老年人生活状况抽样调查数据的分析》,《老龄科学研究》2018 年第 6 期,第 3—17 页。

③ 张世伟、周闯、万相昱:《个人所得税制度改革的劳动供给效应——基于自然实验的研究途径》,《吉林大学社会科学学报》2008 年第 4 期,第 98—106 页。刘怡、聂海峰、邢春冰:《个人所得税费用扣除调整的劳动供给效应》,《财贸经济》2010 年第 6 期,第 52—59 页。叶菁菁、吴燕、陈方豪、王宇晴:《个人所得税减免会增加劳动供给吗?——来自准自然实验的证据》,《管理世界》2017 年第 12 期,第 20—32、187 页。

作 5 年左右。可见现阶段我国老年人的劳动参与率低、预期收入低、养老风险压力大,但同时存在较大的劳动潜力。

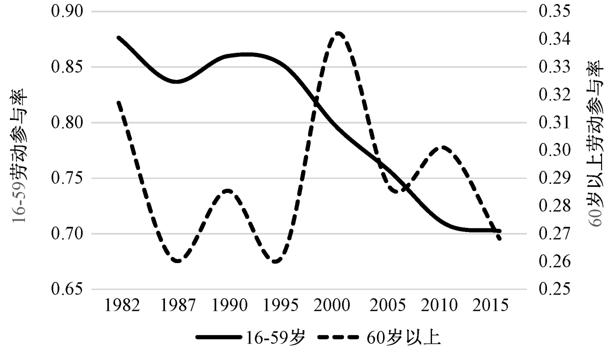

图 1　不同年龄段劳动参与率

注:数据是根据第三、四、五、六次全国人口普查数据和 2005 年、2015 年的全国 1%人口抽样调查数据整理形成。

如何刺激老年人劳动供给增加是值得关注的一个学术与现实问题。近年来人力资源和社会保障部就在制定渐进式延迟退休方案。社会养老保险给付水平的增加和新农保政策的推广是以提高老年人收入和福利水平为目标,但已有文献发现这反而会显著降低老年人的劳动供给①。我们认为为该群体提供较大的税收减免将会成为行之有效的方法,因为在相同的税收减免下老年人的劳动供给程度会大于一般年龄劳动者。

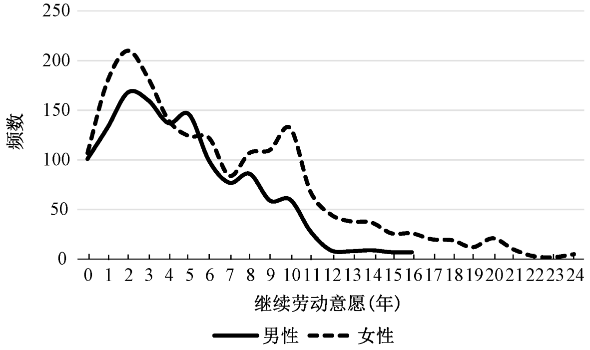

图 2　老年人劳动意愿

注:数据来源于 2011—2015 年间 CHARLS 数据库,以年龄大于法定退休年龄的人为样本,选用“计划停止一切工作的年龄”与“实际年龄”差作为劳动意愿,并剔除两端极值。

为解决个人所得税与劳动供给之间存在的内生性问题,本文借助 2011 年个人所得税改革这一准自然实验,将 CHARLS 数据库中的样本按免征额水平划分为控制组和实验组,用双重差分的方法进行研究。结果表明:此次税改对中老年人的劳动供给具有显著影响,使其留在劳动力市场的概率增加 5.8%。每减免百元会激励劳动者的劳动参与率提高 1.4%,每降低 1%的税率会增加劳动参与率

① Liebman J B, Luttmer E F P, Seif D G. “Labor supply responses to marginal Social Security benefits: Evidence from discontinuities”, *Journal of Public Economics*, 2009, 93(11-12): 1208-1223. Giles J, Wang D, Cai W. *The labor supply and retirement behavior of China's older workers and elderly in comparative perspective*. The World Bank, 2011. 张川川:《养老金收入与农村老年人口的劳动供给——基于断点回归的分析》,《世界经济文汇》2015 年第 6 期,第 76—89 页。解垩:《“新农保”对农村老年人劳动供给及福利的影响》,《财经研究》2015 年第 8 期,第 39—49 页。

1. 2%。税负的劳动供给效应对不同收入水平的劳动者作用有所差异,呈现出劳动供给随税负减免下降而下降的趋势。超过法定退休年龄的个体劳动行为基本不受此次税改的影响。此外,在家庭分工框架下,女性税负的劳动供给效应会随赡养行为和赡养支出的增加而增加,体现为替代效应,男性则表现出较弱的收入效应。

本文可能的贡献在于:第一,本文是少有的几个文献中系统地研究个人所得税对老年人劳动供给,这既是对既有文献的拓展也是为寻找挖掘中老年劳动供给的有效财税工具提供经验支撑。第二,与已存文献不同,本文分析了赡养老人这一重要异质性因素对个人所得税的劳动供给效应的影响,这不仅是一个新的研究视角,同时也与当下我国推进现代个人所得税制度改革相契合,为我国未来进一步完善个税改革中分类扣除的制定提供实践经验。

本文结构如下,第二部分是对文献综述和制度背景的回顾,第三部分介绍本文使用的数据和计量模型,并进行描述统计以实现初步判断,第四部分是实证结果,最后一部分是结论和政策建议。

二、文献综述和制度背景

(一)文献综述

在个人所得税影响劳动供给的文献中,学者们对以下观点基本形成共识。首先,劳动供给在短期内会较为明显地受到个人所得税变动的影响,但长期受经济周期的影响较大①。如果将劳动供给划分为劳动参与率和工作时间,则受到企业工作制度和劳动法规的影响,个人在劳动参与决策上的可选择性要远高于劳动时间,因此多数情况下劳动参与的敏感性要大于劳动时间②。其次,在性别差异中,男性的劳动供给弹性会小于女性③。这是因为男性一般作为家庭的主要经济收入来源不能轻易减少工作,其非补偿性工资弹性和收入弹性自然也均远低于已婚女性。最后,从收入的角度看,不同收入群体之间的劳动供给弹性存在较大差异。Eissa 利用双重差分方法(Difference in Differences,简称 DID)研究美国 1986 年的税收改革法案时发现,随着边际税率的降低已婚女性的劳动供给会相应增加,此次改革对高收入已婚妇女的劳动供给影响要大于低收入已婚妇女。④ 在对劳动时间和劳动参与率加以区分研究后,发现二者弹性存在较大差异。即使在加入人口统计变量和附加教育水平后弹性估计结果会有所调整,但劳动时间的工资弹性仍然保持在 0. 6—1 之间,而劳动参与率的弹性则为 0. 1—0. 6。

相较于国外丰富的研究文献,国内在劳动供给的微观分析和税收政策的微观模拟上的研究成果较少,这主要是受限于较晚的制度改革和匮乏的微观调查数据。于洪和余显才都通过调查问卷的形式构建 Logit 模型,认为税率变动对劳动供给的影响有限,研究内容还包括性别、年龄、收入水平等异质因素,得到的结

---

① Bosworth B, Burtless G. “Effects of tax reform on labor supply, investment, and saving”, The *Journal of Economic Perspectives*, 1992, 6(1): 3-25.

② Pencavel J. “Labor supply of men: a survey”, *Handbook of Labor Economics*, 1986, 1: 3-102.MaCurdy T, Green D, “Paarsch H. Assessing empirical approaches for analyzing taxes and labor supply”, *Journal of Human Resources*, 1990: 415-490.

③ Hausman J A. “Taxes and Labor Supply”, *NBER Working Papers*, 1983, 1(97):213-263.Blau F D, Kahn L M. “Changes in the labor supply behavior of married women: 1980-2000”, *Journal of Labor Economics*, 2007, 25(3): 393-438.

④ Eissa N. “Taxation and labor supply of married women: the Tax Reform Act of 1986 as a natural experiment”, *National Bureau of Economic Research*, 1995.

论也基本与国外类似①。张世伟等、刘怡等、张世伟和周闯均是对 2006 年的个人所得税改革进行研究,发现此次税改的整体效应非常弱,女性的受影响程度要大于男性,单纯提高费用扣除标准很难达到促进就业的目的。② 叶菁菁等发现 2011 年个税改革提高了居民的劳动参与率约 5.8%,对已就业者的劳动时间影响不明显。③ 纳税等级的减少、税率的变动以及含税级距的重新划分都使得高收入人群的劳动供给和劳动收入的增加幅度最大,中等收入群体的劳动供给虽有所增加,但收入增加有限。

针对所得税影响老年人劳动供给行为的文献相对稀少,这是因为全球多数国家的税制中缴纳的个人所得税额只取决于工资收入,较少涉及老年人群体。税收应该根据劳动者年龄有所差异的想法最早被 Mirrlees④ 提及,基于最优税制的视角 Akerlof 也指出如果税收制度能够根据与能力相关的某些特征来区分个人,那么就能减少再分配与效率之间的矛盾。⑤ Blomquist & Micheletto 以及 Judd & Su 分别使用理论和数值模拟的方法研究动态经济环境下与年龄挂钩的最优税制结构。⑥ Weinzierl 不仅证明了年龄相关的税制比非年龄相关的税制更能减少对每个年龄段中高收入者的劳动供给抑制作用,而且通过校准的方法发现年龄相关的税制带来的社会福利增加量相当于社会总消费的 1%-3%。⑦ 他建议要降低高收入年轻人的边际水平,并在私人储蓄和借贷受限时也要降低年轻人的平均税率。在对美国 2001 年《经济增长与税收减免协调法案》和 2003 年《就业与增长税收减免和解法案》的研究中,Alpert & Powell 发现每降低 1.8%的所得税负可以使 55—74 岁之间的老年人留在劳动力市场的比例提高 7%。⑧ Laitner & Silverman 在生命周期模型下模拟取消对老年人征收所得税,结果发现这可以显著延迟他们退休年龄一年以上,相当于平均每户家庭每年减免 4000 美元,如果考虑长期效应,每户家庭的社会福利总额更是可以提高接近 2 万美元。⑨

综上,已有的文献在分析个人所得税的劳动供给效应时,多数都是从收入和性别的角度区分群体,鲜有从年龄的角度系统分析中老年劳动群体。此外,研究税负的劳动供给效应的文献中也未曾考虑家庭因素中赡养老人这一异质性特征。这就为本文提供一定的研究空间和新的研究视角。

---

① 于洪:《我国个人所得税税负归宿与劳动力供给的研究》,《财经研究》2004 年第 4 期,第 50—59 页。余显才:《所得税劳动供给效应的实证研究》,《管理世界》2006 年第 11 期,第 28—40、171—172 页。

② 张世伟、周闯、万相昱:《个人所得税制度改革的劳动供给效应——基于自然实验的研究途径》,《吉林大学社会科学学报》2008 年第 4 期,第 98—106 页。刘怡、聂海峰、邢春冰:《个人所得税费用扣除调整的劳动供给效应》,《财贸经济》2010 年第 6 期,第 52—59 页。张世伟、周闯:《工薪所得税减除费用标准提升的作用效果:基于劳动供给行为微观模拟的研究途径》,《世界经济》2010 年第 2 期,第 67—82 页。

③ 叶菁菁、吴燕、陈方豪、王宇晴:《个人所得税减免会增加劳动供给吗?——来自准自然实验的证据》,《管理世界》2017 年第 12 期,第 20—32、187 页。

④ Mirrlees J A. "An exploration in the theory of optimum income taxation", *The review of Economic Studies*, 1971, 38(2): 175-208.

⑤ Akerlof G A. "The economics of 'tagging' as applied to the optimal income tax, welfare programs, and manpower planning", *The American Economic Review*, 1978, 68(1): 8-19.

⑥ Blomquist S, Micheletto L. "Age-related Optimal Income Taxation", *Scandinavian Journal of Economics*, 2008, 110(1): 45-71. Judd K, Su C L. "Optimal income taxation with multidimensional taxpayer types", Working Paper, earliest available draft April, 2006.

⑦ Weinzierl M. "The surprising power of age-dependent taxes", *The Review of Economic Studies*, 2011, 78(4): 1490-1518.

⑧ Alpert, Abby, and David Powell. "Tax Elasticity of Labor Earnings for Older Individuals." 2012, Working Paper No. 2012-272. Ann Arbor: University of Michigan Retirement Research Center.

⑨ Laitner J, Silverman D. "Consumption, retirement and social security: Evaluating the efficiency of reform that encourages longer careers", *Journal of Public Economics*, 2012, 96(7-8): 615-634.

(二)制度背景

我国的个人所得税制度最早始于 1980 年第五届全国人民代表大会第三次会议通过的《中华人民共和国个人所得税法》,后于 1986 年按国务院颁布的《个人收入调节税暂行条例》开始征收个人收入调节税。1994 年的税制改革中将上述两税种合并,从而形成目前施行的《个人所得税法》的主体框架,将工薪所得免征额定为每月 800 元,并设立最高税率为 45%的 9 级累进结构。自此之后的 20 多年里,个税已经无法与不断增长的居民收入相适应。据国家统计局公布,1993 年至 2005 年间我国城镇居民的名义工资水平增长近 3 倍,使得越来越多的人进入高税率层级。为此,我国重启个税改革,分别与 2006 年和 2008 年将工薪所得的免征额分别提高至 1600 元和 2000 元。

2011 年的个税改革之处众多,除了将免征额提高至 3500 元、税级从 9 级缩减为 7 级之外,更是取消 15%和 40%两档税率,把第 1 档税率降低至 3%,同时扩大 3%和 10%两个低档税率的间距。图 3 便是根据 2011 年税改前后工资、薪金所得个人所得税税率表绘制。

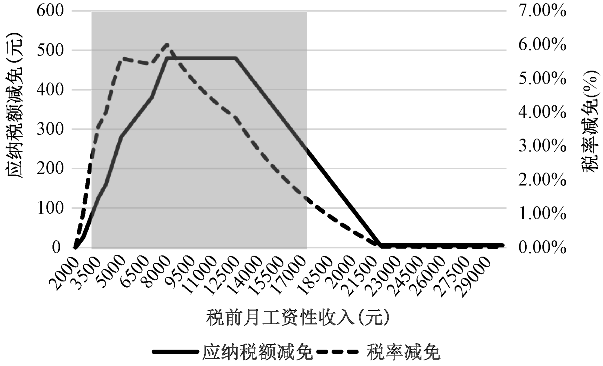

图 3　税前年工资性收入的税负变动情况

此次个税改革中受到减税红利的主要为月收入为 2000 元至 22000 元的群体,覆盖了 2011 年 CHARLS 数据库中非农受雇佣劳动者的 36%。总体上可以看出应纳税额减免和税率减免均存在先增后降的趋势,不同收入水平的个体其税负减免程度存在很大差异。月收入为 5000 至 12500 元的个体税额减免最高,为 480 元,税率减免从最高的 6%随收入增加而不断递减。即使宽泛的将税额减免 250 元以上或税率减免 3%以上视为受改革影响大,达到其中任何一个要求的个体也仅占 10.2%(图 3 中阴影部分)。这样的税收基础决定了近三分之一的中老年劳动者成为此次税负减免的主要受益群体,对大部分人的影响有限。

三、数据说明和计量模型

(一)数据来源

本文所使用的数据来自 2011—2015 年间中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study,CHARLS)全国基线调查。CHARLS 全国基线调查是北京大学国家发展研究院主导的旨在收集一套代表中国 45 岁及以上中老年人家庭和个人的高质量微观数据的全国性家户调查。该调查于 2011 年开展,覆盖 150 个县级单位,450 个村级单位,约 1 万户家庭中的 1.7 万人。之后每两年追踪一次,数据涵盖受访者的个人基本信息、健康状况、工作和退休金,还包括家庭成员结构、收支、住房和资产情况。此外,本文使用的地区数据均来自 2012—2016 年间的《中国城市统计年鉴》和部分省份的省级统计年鉴。

使用 CHARLS 数据库明显具有以下几点优势:首先,CHARLS 是我国目前唯一一个以中老年人为调查对象的全国性大型微观调查数据,所涵盖的中老年人劳动参与、劳动收入等信息较为翔实,样本具有代表性,所得结论具有普适性;其次,CHARLS 的首次全国基线调查恰好处于 2011 年个人所得税改革

之前,结合 2013 年和 2015 年的全国追踪调查则可以形成面板数据。

进行如下步骤的筛选:(1)删除调查中未回复或死亡的个体。(2)我国个人所得税实行的是代扣代缴制度,从事农业生产属于免征范围且个体工商户生产经营所得征收方法亦有所差异,本文仅保留 2011 年工作类型属于非农受雇佣的个体。(3)由于缺少非工作者的保留工资,无法测算出此次个税改革对其影响,因此保留 2011 年劳动收入为非零的个体。最终形成三期平衡面板数据。

(二)计量模型

本节借助 2011 年个人所得税改革这一准自然实验,利用双重差分模型(Differences-in-Differences, DID)分析税负变动对中老年人劳动供给的影响。

$$Labor_{ipt} = a_i + \alpha_1 Treatment_i + \alpha_2 Reform_t + \alpha_3 Treatment_i * Reform_t + \beta_1 X_{ipt} + \beta_2 Y_{pt} + u_q + y_t + \varepsilon_{it}$$

被解释变量 $Labor_{ipt}$ 表示地级市 p 的个人 i 在时间 t 期的劳动供给状态,具体选用以下两个维度:是否参与劳动供给和提供劳动的程度。前者选用劳动参与的二值变量(*Work*)。如果 *Work* 值为 1 表明被访者在过去一年中从事过任何工作,0 则没有参与工作。后者用周工作小时数(*Hours*)进行描述,是被访者在过去一年中每周在主要工作上劳动的小时数,由每天工作小时数乘以每周工作天数得到①。

主要解释变量为实验组变量($Treatment_i$)、个税改革虚拟变量($Reform_t$)和二者的交互项($Treatment_i * Reform_t$)。前两者分别表示实验中的分组情况和个税改革的时间前后,交互项系数则是体现税改影响的偏效应。以下针对实验组变量设计出的三种方法。第一种,是否受个税改革影响的虚拟变量。将月劳动收入在 2000 元以上的个人作为实验组(定义值为 1),2000 元及以下的个人视为控制组(定义值为 0)。第二种,应纳税额减免程度。通过 2011 年劳动所得计算税改前后应纳税额,二者相减计算得到。第三种,实际税率减免程度。将实际纳税额减免程度除以 2011 年税前劳动收入可以得到实际税率减免程度。如果时间处于个税改革之后,改革时间虚拟变量为 1,否则为 0。

本文最为关注的估计系数是 α_3,代表实验组与个税改革联合边际效应,若值显著大于零则表示此次个税改革对实验组起到较为明显的正向激励作用,体现为净替代效应;若值显著小于零则表示此次个税改革对实验组的劳动供给起到较为明显的抑制作用,整体表现为净收入效应;若值不显著或无限趋于零则表示税改的影响基本可以忽视,对实验组劳动供给不产生明显的改变。

X_{ipt} 为个体控制变量,Y_{pt} 为地区控制变量。已有文献表明个体控制变量包括以下几类②。(1)个体特征方面。包括:健康状况、性别、年龄、家庭规模、伴侣状况以及受教育程度。(2)收入方面。包括:净财富值和家庭内的净转移收入。(3)地区控制变量包括地区税负和地区人均 GDP。ε_{it} 是随机扰动项。表 1 是控制变量的具体描述。

表 2 按照总样本、控制组和实验组三类展示了本文所使用到变量的描述性统计结果。在主要的被解释变量中,实验组的劳动参与率和劳动时间均大于控制组,说明二者的劳动供给确实存在差异。在个体特征和地区因素方面,除受教育程度外,实验组的其他特征与控制组之间并不存在明显差异。结合个体收入情况,对实验组的选取本身就代表具有更高的劳动收入水平、更高的净财富值和更多家庭内的净转移收入的群体。

---

① 对于受访者每周工作超过 7 天的则按每周工作 7 天计算。

② 张世伟、周闯、万相昱:《个人所得税制度改革的劳动供给效应——基于自然实验的研究途径》,《吉林大学社会科学学报》2008 年第 4 期,第 98—106 页。刘怡、聂海峰、邢春冰:《个人所得税费用扣除调整的劳动供给效应》,《财贸经济》2010 年第 6 期,第 52—59 页。张川川:《养老金收入与农村老年人口的劳动供给——基于断点回归的分析》,《世界经济文汇》2015 年第 6 期,第 76—89 页。

表 1　控制变量描述

变量名	定义
健康状况	虚拟变量,根据受访者对自我身体状况评估结果进行综合,1 为感觉身体非常好,2 为身体较好,3 为一般,4 为较差。
性别	虚拟变量,1 表示男性,2 表示女性
年龄	受访者回答的年龄,缺失数据用回复的出生年月推算。
家庭规模	包括受访者在内的家庭成员数,单位人。
伴侣状况	虚拟变量,0 表示离异或丧偶情况,1 表示已婚或有同居伴侣。
受教育程度	虚拟变量,受访者教育程度划分为 10 级:1 表示未受过教育(文盲),2 表示未读完小学,3 表示私塾毕业,4 表示小学毕业,5 表示初中毕业,6 表示高中毕业,7 表示中专(包括中等师范、职高)毕业,8 表示大专毕业,9 表示本科学历,10 表示硕士及其以上学历。
净财富值	夫妻共同持有的现金和储蓄、股票和共同基金、政府债券以及所有其他储蓄之和减去共同承担的其他债务的净值,单位千元。
家庭内的净转移收入	从家庭内子辈、父辈或其他成员那获得转移性收入与向这些成员的转移性支出的净额,单位千元。
地区税负	样本个体所在地级市的财政收入与 GDP 之比。
地区人均 GDP	样本个体所在地级市的人均 GDP,这里是取对数之后结果。

表 2　变量的描述性统计

变量名	总样本		控制组		实验组	
	样本量	均值	样本量	均值	样本量	均值
被解释变量						
劳动参与	5,037	0. 893 (0. 308)	2,898	0. 880 (0. 326)	2139	0. 913 (0. 282)
劳动时间	4,387	49. 759 (21. 634)	2,474	49. 492 (22. 796)	1,913	50. 10 (20. 033)
个体特征						
健康状况	5,094	2. 791 (0. 801)	2,931	2. 847 (0. 792)	2,163	2. 714 (0. 808)
性别	5,094	1. 322 (0. 467)	2,931	1. 422 (0. 494)	2,163	1. 187 (0. 390)
年龄	5,094	54. 955 (6. 869)	2,931	55. 673 (7. 414)	2,163	53. 98 (5. 919)
家庭规模	5,094	3. 523 (1. 502)	2,931	3. 517 (1. 540)	2,163	3. 532 (1. 450)
伴侣状况	5,094	0. 951 (0. 216)	2,931	0. 933 (0. 250)	2,163	0. 975 (0. 155)
受教育程度	5,094	4. 459 (1. 896)	2,931	4. 100 (1. 837)	2,163	4. 946 (1. 866)
收入情况						
净财富值	3,616	24. 753 (173. 434)	2,121	19. 094 (206. 246)	1495	32. 783 (110. 958)
家庭内的净转移收入	4,634	−2. 016 (28. 357)	2,668	−0. 882 (20. 420)	1966	−3. 556 (36. 412)
地区变量						
地区税负	5,094	0. 083 (0. 028)	2,931	0. 082 (0. 028)	2,163	0. 084 (0. 029)
地区人均 GDP	5,094	10. 811 (0. 536)	2,931	10. 809 (0. 534)	2,163	10. 815 (0. 537)

注:括号内数字为标准差。

四、所得税负与劳动供给

(一)基本结果

为避免极端值对估计结果产生影响,选取劳动收入在 1%-99%范围内的受访者作为样本进行基准回归,估计结果如表 3 所示。整体来看 2011 年的个税改革使得实验组的劳动参与率比控制组高 5.8%,且这一影响在 1%水平下显著,说明个税改革会促使中老年劳动者继续劳动的可能性。在对税负和税率进行回归发现,税改带来的税负减免程度每提高 100 元就会使实验组的劳动参与率相对控制组来说提高 1.4%,税率减免每提高 1%就会使实验组的相对劳动参与率提高 1.2%,说明个体是因受到减税的刺激增加劳动参与率的。相比之下,这三种个税影响对中老年人的周劳动时间的效应则不显著。之所以出现劳动参与和劳动时间的估计结果有明显差异,是由于以下三点原因。首先,固定成本的存在使得个体劳动参与决策取决于保留工资与市场工资的相对大小①,而企业设定的最低劳动时间约束则使得工人在工作时间上的选择更小②,个体的劳动参与决策更具有灵活性。其次,劳动参与比劳动时间更易度量。③ 最后,在本文选取的样本中,无论是按照一周工作 5 天还是工作 6 天,个体的日均劳动时间均超过 8 小时工作制的法定时间,劳动供给缺乏弹性。

随着我们控制更多的个体特征,面板固定效应回归(FE 模型)结果中税改、税额和税率三个交互项系数仍然保持显著,且系数值与 OLS 结果近似,说明与控制组相比,实验组个体的劳动参与情况的确会增加劳动参与率。关于劳动时间的结论也依然成立。

1. 按收入水平分组

按收入分组时考虑最高收入群体与最低收入群体之间差别,选用剔除收入处于最低 5%水平之后的样本用来识别最高收入群体、选用剔除收入处于最高 5%水平之后的样本用来识别最低收入群体。

从回归系数④看出低收入群体的劳动参与受影响程度高于高收入群体,说明作为个税改革的主要受益者,低收入群体的劳动参与率也会因减税而大大提高,实现了“减轻中低收入者税负,提升百姓获得感”的改革目标。平均而言,税额每减免 100 元会提高低收入者劳动参与率约 2%,税额每减免 100 元会提高低收入者劳动参与率约 1.4%。划分收入水平之后的回归结果也使我们能够发现,对何种收入水平的个体而言,劳动时间均不受个税改革的影响。

2. 按性别分组

受社会环境、家庭内部分工等因素的影响,男女劳动供给对减税的敏感程度可能存在差异。估计结果表明不同性别之间劳动参与和工作时间上的差异确实存在。男性的劳动参与敏感程度会普遍高于女性,但在工作时间方面女性的受影响程度远大于男性,且女性的工作时间净效应表现为收入效应。在家庭内部分工决策中,女性常常担任着第二收入者角色,使得女性在工作中的选择相对更加自由,而男性在是否选择就业上较为刚性。⑤ 我们认为男女之间这种劳动选择上的差异与其在家庭中所承担的相应职责相一致,如女性更多地承担对父辈的日常照顾,因此女性的劳动供给会对这一赡养行为更加敏感。下文会对这一猜想进行进一步验证,以说明不同性别对劳动参与和工作时间上的反馈差异。

---

① Cogan J F. “Fixed Costs and Labor Supply”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1981: 945-963.

② Moffitt R. “The Tobit model, hours of work and institutional constraints”, *The Review of Economics and Statistics*, 1982: 510-515.

③ Eissa N, Liebman J B. “Labor supply response to the earned income tax credit”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1996, 111(2): 605-637.

④ 由于篇幅限制,部分回归结果并未列出,如有需要可向作者索取。

⑤ Chiappori P A. “Rational household labor supply”, *Econometrica*, 1988, 56(1): 63-90.

表 3　税负影响中老年人劳动供给的回归结果(基准回归)

变量名	劳动参与			劳动时间		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
OLS						
税改影响 * 改革时间	0.058***			-0.886		
	(0.018)			(1.333)		
税额减免 * 改革时间		-0.014**			0.621	
		(0.006)			(0.480)	
税率减免 * 改革时间			-0.012***			0.310
			(0.004)			(0.314)
样本量	3,343	3,343	3,343	2,982	2,982	2,982
R 方	0.113	0.112	0.112	0.049	0.049	0.049
FE						
税改影响 * 改革时间	0.063***			-1.808		
	(0.020)			(1.422)		
税额减免 * 改革时间		-0.017***			0.779	
		(0.006)			(0.545)	
税率减免 * 改革时间			-0.013***			0.431
			(0.004)			(0.332)
样本量	3,343	3,343	3,343	2,982	2,982	2,982
R 方	0.140	0.138	0.138	0.070	0.070	0.070

注:表中***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平,括号里为标准误,且在城市一级聚类,下同。控制个体特征指控制了健康状况、性别、年龄、年龄的平方、家庭规模、伴侣状况、受教育程度、净财富值以及家庭内的净转移收入,控制地区特征是指控制了地区税负和地区人均 GDP,下同。表中均控制了时间固定效应、控制个体特征和控制地区特征,后续回归结果中如未进行特殊说明则与本表一致,均控制以上三类特征。

3. 按法定退休年龄分组

与其他年龄段劳动者相比,中老年人劳动供给状况最为明显的特征就是会随年龄的增加而快速递减,并且会在法定退休年龄前后出现断崖式变动。按照我国现行退休制度本文将男性超过 60 岁(含)和女性超过 50 岁(含)视作已经退休作为分组条件,划分为“未达法定退休年龄”组和“达到法定退休年龄”组。估计结果表明达到法定退休年龄组样本的劳动参与情况和工作时间均不受到税改的影响,说明个体达到法定退休年龄之后极少会继续参与工作,继而不受个税影响。相反,未达法定退休年龄组的回归结果与基准回归结果接近,税改、税额减免和税率减免均对劳动参与产生正的净效应。

(二)稳健性检验

双重差分方法的假设前提是实验组和控制组在政策发生之前具有相同的变化趋势。考虑到 CHARLS 数据库的首次全国性调查是在 2011 年度,无法通过展示个税改革前多期数据来验证共同趋势假设,本文选择以下方法进行替代验证。

通过观察不同税前月收入水平对应的税额减免和税率减免的边际变动情况(如图 4 所示),在 2000 元、2500 元、3500 元、4000 元、5000 元、7000 元以及 8000 元时税额减免和税率减免均发生较大的边际变动。断点回归方法中,在断点附近的数据集局部随机条件①。因此认为以上各税前收入点的上下 500

① 叶菁菁、吴燕、陈方豪、王宇晴:《个人所得税减免会增加劳动供给吗?——来自准自然实验的证据》,《管理世界》2017 年第 12 期,第 20—32、187 页。

元区间内的样本具有类似的个体特征①,同时符合随机性条件,可视作具有共同趋势。

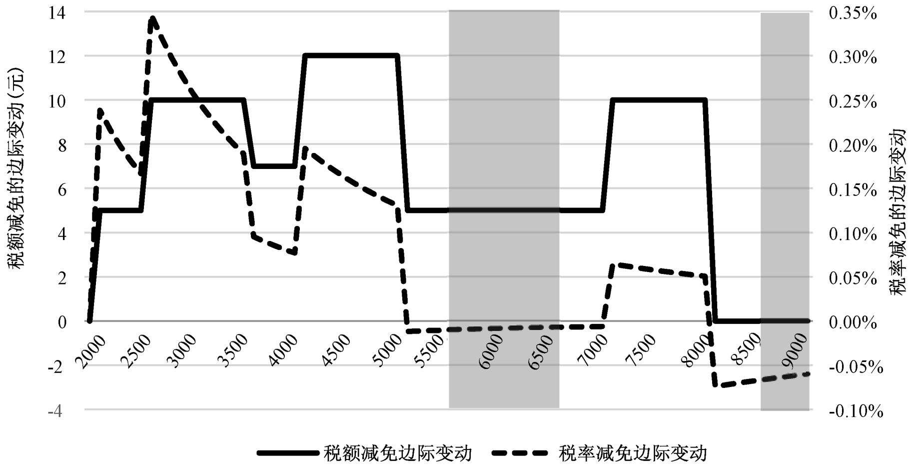

图 4　不同收入水平的税额减免和税率减免边际变动情况

说明:税前月收入以 100 元为收入水平进行递增,灰色阴影区域为 500 元范围未囊括的收入水平。

表 4 结果表明个税改革中的税额减免和税率减免均对中老年人留在劳动力市场生产正影响,且回归系数与基准估计结果基本一致。系数结果与低收入者的回归系数较为接近,可视为是对低收入者的回归结果的检验。但也有与基准结果存在差异之处,税额减免对劳动时间影响显著为正,说明税额减免对劳动时间的净影响表现为收入效应。这点不同于上文中女性劳动供给呈现的收入效应一致,我们认为这可能是由女性特殊的性别特征造成的,为此会在下文加以详细分析。

表 4　税负影响中老年人劳动供给的回归结果(按 500 元为区间划分)

变量名	劳动参与			劳动时间		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
税改影响 * 改革时间	0.057***			-1.207		
	(0.019)			(1.423)		
税额减免 * 改革时间		-0.019**			1.138*	
		(0.008)			(0.652)	
税率减免 * 改革时间			-0.012**			0.452
			(0.005)			(0.377)
样本量	3,204	3,204	3,204	2,854	2,854	2,854
R 方	0.114	0.113	0.113	0.049	0.049	0.048

考虑到纳税人在税收扭曲点(Kink Point)上会出现聚束效应(Bunch Effect)②,我们分别考虑在免征额和特殊的区间(以 5500—6500 为例)内做稳健性检验。为了避免因聚束效应带来的收入剧烈波动和估计偏误,我们首先在基准回归的基础上剔除在 1500-2500 元收入区间中的个体③,估计结果仍然稳

① 从选取的税前收入分界点来看,由于低收入分界点间隔较小,只要区间范围大于 500 元低收入分界点的覆盖范围就会重叠,1000 元与 500 元的区间差异只会在 8000 元分界点的囊括范围上出现明显差异,因此最先选择 500 元作为稳健性检验。

② 以免征额为例,某些纳税人的实际税前工资本应高于 2000 元,税改前为了避税选择 2000 元作为实际工资,但在改革后会回到其应有工资水平。这种为了避税而有意将收入压低至下一级税率的行为,在总样本的收入分布中表现为在特定收入节点上的跳跃性变动。Saez E. "Do taxpayers bunch at kink points? ", *American Economic Journal*: *Economic Policy*, 2010, 2(3): 180-212.

③ 范围的选取并没有一个统一的标准,我们同时也尝试了 2000 元上下 300 元、100 元等不同范围,结果依然显著。

健。其次,在 5500—6500 元的区间内时税率减免边际变动和税额减免边际变动均保持不变,因此分析这部分收入群体的劳动供给变动情况既可以视作稳健性检验,也可以对工作时间的反馈在收入水平上做进一步细化。为识别这一特殊收入区间个体的敏感性,在基准回归选择的样本中剔除收入在 5500 元至 6500 元的个体。

在对比基准结果与不包含 5500—6500 元收入的估计结果(表 5)后,发现后一结果比基准结果只略微降低了税改对劳动参与的影响程度约 0. 1 个百分点,基本可以视为没有变化。这表明 5500—6500 元区间的劳动者的工作时间对税改的敏感程度基本接近高收入群体,同时也说明基准结果较为稳健。

表 5　不含 5500—6500 元区间的估计结果

变量名	劳动参与			劳动时间		
	（1）	（2）	（3）	（1）	（2）	（3）
税改影响 * 改革时间	0. 056***			-1. 192		
	（0. 019）			（1. 365）		
税额减免 * 改革时间		-0. 013*			0. 977*	
		（0. 007）			（0. 544）	
税率减免 * 改革时间			-0. 011**			0. 507
			（0. 005）			（0. 348）
样本量	3,267	3,267	3,267	2,912	2,912	2,912
R 方	0. 115	0. 113	0. 114	0. 050	0. 050	0. 049

为进一步验证非农受雇劳动者的劳动供给增加是否真正源于本次个税改革而非同时期其他共同冲击(Common shocks),我们将样本人群换为农业生产者、个体工商户以及家庭帮工。将这些劳动者按月收入 2000 元行划分实验组和对照组,如果回归结果表明这部分劳动者也受个税改革的影响,则我们有理由怀疑所发现的个税改革带来非农受雇者的劳动供给行为的变动实际上是由于其他一些未被考虑或未被观测的冲击引起的。结果发现交互项对劳动参与和劳动时间上系数均不显著,为排除共同冲击的干扰提供有力支持。

(三)进一步分析

对于中老年劳动者而言,赡养父辈可能是影响税负的劳动供给效应的重要因素之一。CHARLS 数据库中有 95%的受访问者年龄都是大于 48 岁,如果按我国法定结婚年龄来算,这部分人群的子女大多已经成年或已经开始工作,且从数据库中与父辈、子辈之间的家庭内转移支付数据看,受访者也更多地承担照顾父辈的责任。以下我们将分析家庭内部的赡养行为作为一个重要的中介变量对个体税负的劳动供给效应的影响。

我们通过三重差分方法(Triple Differences)来识别这一问题。在上文双重差分的基础上加入家庭的赡养行为,组成三重差分选项。除赡养行为、税改影响(税额减免或税率减免)、改革时间的两两交互项之外,更加关心三重差分交互项的显著性和系数。被解释变量和其他解释变量不变。解释变量定义为受访者及其配偶在过去一年中是否给予父母、公婆(或岳父母)任何形式的日常照顾,如果受访者或其配偶花时间照顾父母、公婆(或岳父母),则取值为 1,反之则为 0。

表 6 表明,虽然从系数的显著性上看总体上赡养行为并不会带来任何影响,但考虑到男女不同性别在家庭分工中的差异,我们还进行了分性别的回归。结果表明考虑家庭对父辈的赡养之后,男性整体表现出税负的收入效应,女性则表现出税负的替代效应,并且男性劳动参与受影响程度非常小,差分项系数为 0. 001。女性则是工作时间易受影响,说明虽然税改总体上会降低女性工作时间,但为父辈的赡养支出作为中介因素会刺激她们增加自己的劳动时间。之所以性别之间出现这两种相反结果,主要源于以下两点。首先,受企业工作制影响,男性在劳动参与上的可选择性显然要高于工作时间,但作为家庭

表 6　赡养行为对减税的劳动供给效应的影响

变量名	劳动参与			劳动时间		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
全样本						
赡养行为 * 税改影响 * 改革时间	-0.144			17.399**		
	(0.100)			(7.546)		
赡养行为 * 税额减免 * 改革时间		0.022			-5.169**	
		(0.024)			(2.386)	
赡养行为 * 税率减免 * 改革时间			0.029			-3.743**
			(0.020)			(1.573)
样本量	1,304	1,304	1,304	1,254	1,254	1,254
R 方	0.156	0.152	0.160	0.086	0.080	0.076
男性						
赡养行为 * 税改影响 * 改革时间	-0.204**			10.120		
	(0.102)			(11.241)		
赡养行为 * 税额减免 * 改革时间		0.045*			-3.219	
		(0.023)			(3.001)	
赡养行为 * 税率减免 * 改革时间			0.044**			-2.436
			(0.021)			(2.227)
样本量	887	887	887	859	859	859
R 方	0.128	0.121	0.129	0.082	0.071	0.077
女性						
赡养行为 * 税改影响 * 改革时间	-0.116			29.439**		
	(0.159)			(13.448)		
赡养行为 * 税额减免 * 改革时间		0.022			-8.265***	
		(0.046)			(3.067)	
赡养行为 * 税率减免 * 改革时间			0.030			-6.743**
			(0.028)			(2.756)
样本量	417	417	417	395	395	395
R 方	0.335	0.328	0.331	0.229	0.234	0.218

次要收入的女性,其劳动时间相对自由,在 CHARLS 数据中表现出比男性劳动时间的峰度更小、分布更为分散。其次,男女在照顾老人方面表现出明显的分工差异。男性通常为父辈提供经济支持,呈现出一种长期的“契约”职责或“协商性责任”①,对短期收入增加可能就表现出较弱的收入效应。马焱和李龙(2014)也发现,男性是否从事有收入工作受到照料老年父母的影响较弱,甚至不受影响。② 女性在父辈的生活照料中会比男性承担更多,表现为“累积性责任”③和补偿性的“均衡交换”④。多数研究结果

① 杨善华、贺常梅:《责任伦理与城市居民的家庭养老——以“北京市老年人需求调查”为例》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》2004 年第 1 期,第 71—84 页。

② 马焱、李龙:《照料老年父母对城镇已婚中青年女性就业的影响》,《人口与经济》2014 年第 2 期,第 39—47 页。

③ 唐灿、马春华、石金群:《女儿赡养的伦理与公平——浙东农村家庭代际关系的性别考察》,《社会学研究》2009 年第 6 期,第 18—36、243 页。

④ 宋璐、李树茁:《当代农村家庭养老性别分工》,北京:社会科学文献出版社 2011 年版。

表明家庭照料会显著抑制女性看护者的工作时间,但考虑到女性在短期内容易受到影响①,因此一旦赡养行为较为稳定或存在获得高收入的机会时,女性需要在劳动力市场中投入更多才能与承担照料重任相匹配②。

如果上述的机制成立,那么从其他角度分析赡养行为则结果应该保持一致。以下将对父辈的代际转移支付作为解释变量加以验证。赡养支出被定义为受访者及其配偶在过去一年为其父母、公婆(或岳父母)所有的净支出,其值等于为父母、公婆(或岳父母)提供所有支出减去从父母、公婆(或岳父母)那里所获得的经济援助。表 7 的回归结果与上文的结论完全一致,且只有劳动时间回归结果中的三重差分系数均显著,说明在考虑家庭的赡养行为之后,税收的净效应依然表现为替代效应,减税会有效增加个体的每周工作时间,但对劳动参与决策没有影响。

表 7　赡养支出对减税的劳动供给效应的影响

变量名	劳动参与			劳动时间		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
全样本						
赡养支出 * 税改影响 * 改革时间	-0.003			-0.339		
	(0.008)			(0.634)		
赡养支出 * 税额减免 * 改革时间		0.003			0.196	
		(0.002)			(0.189)	
赡养支出 * 税率减免 * 改革时间			0.001			0.118
			(0.001)			(0.118)
样本量	3,343	3,343	3,343	2,982	2,982	2,982
R 方	0.141	0.139	0.140	0.073	0.073	0.073
男性						
赡养支出 * 税改影响 * 改革时间	-0.010**			-0.689		
	(0.005)			(0.805)		
赡养支出 * 税额减免 * 改革时间		0.003**			0.336	
		(0.002)			(0.216)	
赡养支出 * 税率减免 * 改革时间			0.002**			0.193
			(0.001)			(0.142)
样本量	2,338	2,338	2,338	2,128	2,128	2,128
R 方	0.133	0.133	0.133	0.070	0.070	0.070
女性						
赡养支出 * 税改影响 * 改革时间	0.012			1.132		
	(0.020)			(1.097)		
赡养支出 * 税额减免 * 改革时间		-0.008			-1.693***	
		(0.012)			(0.523)	
赡养支出 * 税率减免 * 改革时间			-0.003			-0.600**
			(0.006)			(0.269)
样本量	1,005	1,005	1,005	854	854	854
R 方	0.209	0.205	0.206	0.097	0.117	0.106

注:为更好地控制个体中不变的因素,本回归结果选用面板固定效应模型,下表同。

① Speiss C K, Schnieder U. "Interactions between care-giving and paid work hours", *Ageing Soc*, 2003, 23: 41-68. Wakabayashi C, Donato K M. "The consequences of caregiving: Effects on women's employment and earnings", *Population Research and Policy Review*, 2005, 24(5): 467-488.

② Ettner S L. " The opportunity costs of elder care", *Journal of Human Resources*, 1996: 189-205.

五、结论与政策建议

随着我国步入老龄化社会,有效劳动供给减少引起的老年养老压力、劳动力市场供需不匹配等方面巨大冲击。一方面中老年人面临预期收入下降、养老风险压力增加与劳动力市场需求减少等问题;另一方面中老年人的继续劳动的意愿十分强烈。在此背景下,本文借助 2011 年个税改革这一自然实验和 2011—2015 年三期 CHARLS 数据,利用双重差分方法分析个人所得税对中老年人的劳动供给决策的影响。结果表明:此次税改对中老年人的劳动供给具有显著影响,使其留在劳动力市场的概率增加 5. 8%。每减免百元会激励劳动者的劳动参与率提高 1. 4%,每降低 1% 的税率会增加劳动参与率 1. 2%。税负的劳动供给效应对不同收入水平的劳动者作用有所差异,呈现出劳动供给随税负减免下降而下降的趋势。超过法定退休年龄的个体劳动行为基本不受此次税改的影响。此外,在家庭分工作用下,女性在家庭中比男性承担更多照料老人的责任,女性税负的劳动供给效应会随赡养行为和赡养支出的增加而增加,体现为替代效应。

根据实证结果和中老年人劳动现状,本文的政策建议如下:首先,我国中老年人具有很强的继续劳动的意愿,但此次税改对超过法定退休年龄的劳动者并没有任何影响,除了提高法定退休年龄或施行弹性退休制度外,借鉴国外经验为中老年这一特殊人群制定税收减免政策必然可以刺激其劳动供给,减少就业摩擦。其次,2019 年的新个税改革中加入包括赡养老人支出在内的 7 个专项扣除。本文实证得到的女性在赡养行为中表现出的替代效应表明,继续深化这一扣除机制能够有效激励女性增加工作时间。

The Effect of Personal Income Tax Reform on the Middle-aged and Elderly Labor Supply: Based on Panel Data of CHARLS

Liu Rong, Tang Yunpeng & Zhao Lingxiao

(*School of Public Finance and Taxation*, *Southwestern University of Finance and Economics*, *Chengdu* 610064, *China*)

Abstract: In the process of industrialization and modernization, the social value and social status of the elderly are going through dramatic changes and many of them wish to carry on with their work under the pressure of supporting themselves. At the same time, since China entered into aging society, some social problems have become increasingly outstanding, such as insufficient pensions due to the reduction of effective labor, heavy pressures on elderly care, and unmatched labor supply and demand. This makes the policy assessment of the personal income tax reform concerning the elderly labor supply especially important. On the basis of the CHARLS panel data from 2011 to 2015, this paper uses the difference-in-differences method (双重差分方法) to analyze the impact of the 2011 personal income tax reform on the decision-making of elderly labor supply. The study found out that, in the first place, this reform could universally increase the labor participation rate of middle-aged and elderly people, but it had a weaker impact on the working hours of the on-the-job laborers. Secondly, the labor supply effect of tax burden would decrease with the increase of income. Finally, the female labor supply effect of tax burden would increase with the increase of elderly livelihood expenses, which is indicated as a substitution effect.

Key words: personal income tax, middle-aged and elderly labor supply, elderly livelihood expenses

(责任编辑　李　铄)